**Grundlagenstudien
aus Kybernetik
und Geisteswissenschaft
H 6661 F
Postvertriebsstück – Gebühr bezahlt**
Hermann Schroedel Verlag KG
Postfach 81 06 20
3000 Hannover 81

ISSN 0017-4939

Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft

Erste deutschsprachige Zeitschrift
für Kybernetische Pädagogik
und Bildungstechnologie

Informations- und Zeichentheorie
Sprachkybernetik und Texttheorie
Informationspsychologie
Informationsästhetik
Modelltheorie
Organisationskybernetik
Kybernetikgeschichte
und Philosophie der Kybernetik

Begründet 1960 durch Max Bense
Gerhard Eichhorn
und Helmar Frank

Band 21 · Heft 4
Dezember 1980
Kurztitel GrKG 21/4

INHALT

KYBERNETISCHE FORSCHUNGSBERICHTE

HERMANN SCHROEDEL VERLAG KG

Im Verlaufe der sechziger Jahre gewann im deutschen Sprachraum, insbesondere im Umkreis der „Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft", die Erkenntnis an Boden, daß die eigentliche Triebfeder der Kybernetik das Bedürfnis ist, die Vollbringung auch *geistiger* Arbeit an technische Objekte zu delegieren, kurz: sie zu *objektivieren*, und daß dies nicht ohne eine über die geisteswissenschaftlich-phänomenologische Reflexion hinausgehende wissenschaftliche Anstrengung in vorhersehbarer und reproduzierbarer Weise möglich ist, nämlich nicht ohne eine *Kalkülisierung* geistiger Arbeit. Die Bedeutung der Logistik, der Informationstheorie und der Theorie abstrakter Automaten als mathematische Werkzeuge wird von diesem Gesichtspunkt aus ebenso einsichtig wie der breite Raum, den die Bemühungen um eine Kalkülisierung im Bereich der *Psychologie* und im Bereich der Sprache bzw., allgemeiner, der *Zeichen*, einnahmen.

Die geistige Arbeit, deren Objektivierbarkeit allmählich zum Leitmotiv dieser Zeitschrift wurde, ist nicht jene geistige Arbeit, die sich selbst schon in bewußten Kalkülen vollzieht und deren Objektivierung zu den Anliegen jenes Zweiges der Kybernetik gehört, die heute als Rechnerkunde oder Informatik bezeichnet wird. Vielmehr geht es in dieser Zeitschrift vorrangig darum, die verborgenen Algorithmen hinter jenen geistigen Arbeitsvollzügen aufzudecken oder wenigstens durch eine Folge einfacherer Algorithmen anzunähern und damit immer besser objektivierbar zu machen, welche zur Thematik der bisherigen Geisteswissenschaften gehören. Der größte Bedarf an Objektivation in diesem Bereiche ist inzwischen bei der geistigen Arbeit des *Lehrens* aufgetreten. Mit der Lehrobjektivation stellt diese Zeitschrift ein Problem in den Mittelpunkt, dessen immer bessere Lösung nicht ohne Fortschritte auch bei der Objektivierung im Bereich der Sprachverarbeitung, des Wahrnehmens, Lernens und Problemlösens, der Erzeugung ästhetischer Information und des Organisierens möglich ist. Die Bildungstechnologie als gemeinsamer, sinngebender Bezugspunkt soll künftig auch bei kybernetikgeschichtlichen und philosophischen Beiträgen zu dieser Zeitschrift deutlicher sichtbar werden. (GrKG 13/1, S. 1 f.)

Schriftleitung: Prof. Dr. Helmar Frank
Assessorin Brigitte Frank-Böhringer (Geschäftsführende Schriftleiterin)
Institut für Kybernetik, Kleinenberger Weg 16 B, D-4790 Paderborn
Telefon: (0 52 51) 6 42 00

Verlagsredaktion: Norbert Gärtner, Hermann Schroedel Verlag KG
Zeißstraße 10, D-3000 Hannover 81

Zuschriften: Zusendungen von Manuskripten gemäß unseren Richtlinien auf der dritten Umschlagseite an die Schriftleitung oder Verlagsredaktion.

Verlag und Anzeigenverwaltung: Hermann Schroedel Verlag KG
Zeißstraße 10, D-3000 Hannover 81, Telefon: (05 11) 83 88-1, Telex 9 23 527
Verantwortlich für den Anzeigenteil: Frank Eggers
z.Z. gültige Preisliste Nr. 2 vom 1. 1. 1979

Erscheinungsweise: Die Zeitschrift erscheint vierteljährlich (März, Juni, September, Dezember).
Redaktionsschluß: 1. des Vormonats

Bezugsbedingungen: Jahresabonnement (Inland) DM 34,–, Einzelheft DM 9,50. Für Studenten jährlich DM 25,50, Einzelheft DM 7,10; jeweils zuzüglich Versandspesen. Alle Preise enthalten die gesetzliche Mehrwertsteuer.
Ausland: Jahresabonnement DM 37,20, Einzelheft DM 9,50; jeweils zuzüglich Versandspesen.

Bestellungen an: Hermann Schroedel Verlag KG – Zeitschriftenabteilung –
Zeißstraße 10, D-3000 Hannover 81
Deutsche Bank AG, Hannover 06 39 104
Die Bezugsdauer verlängert sich jeweils um ein Jahr, wenn bis zum 1. Dezember keine Abbestellung vorliegt.

Gesamtherstellung: Druckerei Hans Oeding, Wilhelmstraße 1, D-3300 Braunschweig

Erfüllungsort und Gerichtsstand: Hannover
Printed in Germany / ISSN 0017-4939
Die GrKG erscheinen in der Regel mit einer Knapptextbeilage in Internationaler Sprache mit dem Titel „Homo kaj Informo".

Über Lernzeit und Lehrziele bei Parallelschulung

von Rainer HILGERS, Paderborn
aus dem FEoLL-Institut für Kybernetische Pädagogik, Paderborn (Direktor: Prof. Dr. Helmar Frank)

1. *Definition und Beispiele*

Unter Parallelschulung versteht die Kybernetische Pädagogik einen Unterricht, bei dem „der Nachrichtenfluß vom Lehrsystem zu einem Adressaten mindestens teilweise hinsichtlich Geschwindigkeit oder Inhalt oder Reihenfolge auch vom äußeren Verhalten anderer, gleichzeitig belehrter Adressaten (abhängt), mit welchen der betrachtete Adressat im übrigen jedoch nicht kommuniziert" (Frank, Meder, 1971). Das Bildungsfernsehen verkörpert hier einen Extremfall: Reaktionen der Zuschauer werden während des Ablaufs der Lektion gar nicht wahrgenommen und haben daher keinen unmittelbaren Einfluß auf Lehrwegentscheidungen. Der Definition näher kommt ein programmierter Unterricht mit dem Robbimat-System: die Länge von Pausen und die Anzahl von Wiederholungen können zu einer Funktion der mittleren Antwortgüte werden. Eher eine Form der Gruppenschulung stellen dagegen die Hochschulvorlesung und der herkömmliche Klassenunterricht dar, besonders wenn Dialoge zwischen den Teilnehmern nicht nur zugelassen werden, sondern systematische Bestandsteile sind.

Da die Wirksamkeit von Unterricht wächst, wenn die individuellen Verhaltensgesetze einzelner Adressaten in der Lehrstrategie berücksichtigt werden, hat Parallelschulung vom didaktischen Standpunkt einige Nachteile. Diese werden in vielen Fällen durch das bildungsökonomische Argument der reduzierten Kosten so stark kompensiert, daß sich Klassenunterricht ebenso durchgesetzt hat wie Lehrprogramme mit fehlender oder geringer Wegadaptivität.

2. *Zeitvergleiche zwischen Parallel- und Einzelschulung*

2.1 Die Lernzeitersparnis ist bei parallel erteiltem Unterricht zwar groß gegenüber mehrfacher Einzelschulung, aber nicht proportional der Anzahl N von Teilnehmern. Das hat seinen Grund in der Notwendigkeit, die Unterrichtsdauer am Bedarf der langsamer Lernenden zu bemessen, wodurch für einen Teil der Klasse unnötig weitschweifig gelehrt wird. Das Ausfallzeitrisiko wächst mit der Klassengröße. Unter der Annahme, daß ein einzelnes (zunächst unbekanntes) Lehrstoffelement bei jedem Angebot mit der Wahrscheinlichkeit a gelernt wird (von Bahnungseffekten wird abgesehen), benötigt ein einzelner Adressat im Mittel

$$(1) \qquad \mu_1 = \frac{1}{a}$$

Wiederholungen. („Wiederholung" und „Angebot" werden als Synonyme aufgefaßt.) Mit $p_n = 1-(1-a)^n$ wird die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, daß n Wiederholungen zum Erlernen des Elementes ausreichen. Unter diesen Voraussetzungen ist in (Hilgers, 1978) für N Adressaten die Formel

$$(2) \qquad \mu_N = \sum_{\nu \in \mathbb{N}} [1-p_\nu{}^N]$$

abgeleitet worden. Ein Maß für den relativen Zeitgewinn bei Parallelschulung ist also der Quotient

$$(3) \qquad \frac{\mu_N}{N \cdot \mu_1} = \frac{a \cdot \mu_N}{N}.$$

2.2 Wegen $p_n{}^N = \sum_{\nu=0}^{N} \binom{N}{\nu} (-1)^\nu (1-a)^{n\nu}$ gilt – nach Vertauschung der Summationen in (2) –

$$(4) \qquad \mu_N = \sum_{\nu=1}^{N} (-1)^{\nu+1} \frac{\binom{N}{\nu}}{p_\nu}$$

Eine Reihenentwicklung ergibt

$$(5) \qquad \frac{a}{p_\nu} = \frac{1}{\nu} + \frac{\nu-1}{2\nu} a + \ldots$$

$$= \frac{1}{\nu} + O(a)$$

Aus den Gleichungen (3), (4) und (5) folgt also für $a \ll 1$ der Zusammenhang

$$(6) \qquad \frac{\mu_N}{N \cdot \mu_1} \approx \frac{1}{N} \sum_{\nu=1}^{N} (-1)^{\nu+1} \frac{\binom{N}{\nu}}{\nu} = \frac{1}{N} \cdot H_N,$$

wobei $H_N = \sum_{\nu=1}^{N} \frac{1}{\nu}$ die N-te Partialsumme der harmonischen Reihe bedeutet. Die Empfindlichkeit der Größe (3) gegenüber einem fehlerhaften Ansatz von a ist gering. Bekanntlich gilt für große N asymptotisch

$$(7) \qquad H_N = C + \ln(N).$$

Hierbei ist $C = 0{,}5772\ldots$ die Eulersche Konstante. Ein einfacher, rechnerisch vorteilhafter Ausdruck für den Lernzeitvergleich zwischen Parallel- und Einzelschulung ergibt sich daher aus (6) und (7) zu $(0{,}5772 + \ln(N))/N$. Diese Formel liefert brauchbare Näherungswerte mindestens im Bereich $0 < a \leqslant 0{,}2$ und $N \geqslant 5$.

3. *Lehrziel und Lernzeitnutzung*

3.1 Aus der Sicht eines Schülers verbinden sich mit der Teilnahme an Parallelunterricht zwei Gefahren, nämlich entweder mit unnötig vielen Wiederholungen konfrontiert zu werden (was Konzentrationsmängel und Motivationsverlust zur Folge haben kann), oder zu demjenigen Rest der Klasse zu gehören, dessen Lernerfolg ausbleibt – ein Schicksal, das vom Lehrsystem in Kauf genommen und sogar als verträglich mit dem Lehrziel gewertet wird. Wurden beim Unterrichtsentwurf w Wiederholungen für das Lehrstoffelement mit der Lernwahrscheinlichkeit a eingeplant, so muß der Mißerfolgsanteil der Klasse auf $(1-a)^w$ veranschlagt werden. In diesem Fall wurde der Gegenzahl $p_w = 1-(1-a)^w$ die Bedeutung einer „Sollwahrscheinlichkeit" übertragen ($p_w = p^{SOLL}$). Dem didaktischen Programmierer genügte die Aussicht auf ca. $p^{SOLL} \cdot N$ Adressaten, die den Unterricht erfolgreich absolvieren.

Die Frage nach dem mittleren Zeitverlust eines vorzeitig lernenden Adressaten wurde in (Hilgers, 1973) untersucht. Schließt man die Möglichkeit nicht aus, daß ein Lehrstoffelement schon beim ersten Angebot bekannt und damit informationslos ist (die Vorkenntniswahrscheinlichkeit betrage p_0), und führt man für das Verhältnis B der durchschnittlichen Lernzeit zur wahren Unterrichtsdauer den Begriff „Zeitnutzung" ein, so gilt die Formel

$$(8) \qquad B = \frac{p^{SOLL} - p_0}{aw}$$

In der genannten Arbeit wird auch eine Näherung für B angegeben, welche die Zahl der maßgeblichen Variablen auf zwei reduziert:

$$(9) \qquad B \approx 1 - \frac{p^{SOLL} + p_0}{2}$$

Die ungünstige Lernzeitnutzung macht Parallelschulung zu einem weniger geeigneten Verfahren, wenn anspruchsvolle Lehrziele erreicht werden sollen.

3.2 Wenn das Lehrziel quantitativ als eindimensionale Größe p^{SOLL} formuliert wird, unterscheidet man nicht zwischen Kompetenz und Lehrstoffverbreitung. Messungen des Lernerfolgs einzelner Adressaten führen im Mittel zu den gleichen Ergebnissen wie Querschnittbefragungen nach isolierten Lernelementen. „Man versteht also unter einem z.B. ‚neunzigprozentigen' Erlernen von 100 gleichartigen Vokabeln durch 100 gleichartige Adressaten, daß

(1) eine willkürlich herausgegriffene Vokabel (im Durchschnitt) von 90 Adressaten gelernt wurde,

und daß zugleich

(2) ein willkürlich herausgegriffener Adressat (im Durchschnitt) 90 der Vokabeln gelernt hat." (Frank, Meder, 1971, S. 64)

Gelegentlich anzutreffende, aber falsche Deutungen des Begriffs bestehen in der Annahme, daß

(3) 90 Vokabeln von allen Schülern gelernt seien,

oder daß

(4) 90 Schüler alle Vokabeln gelernt hätten.

4. *Aufspaltung des Lehrziels in zwei Komponenten*

4.1 Manchmal läßt es die Ausbildungspraxis nicht zu, daß kein Unterschied zwischen Erfolgswahrscheinlichkeit und Lehrstoffverbreitung gemacht wird. Sie verlangt zum Beispiel

(a) Lernerfolgsgarantie, d.h. wenige (z.B. sicherheitsrelevante) Lehrstoffelemente sollen mit hoher Wahrscheinlichkeit von allen Adressaten gelernt werden,

oder

(b) Spezialistentum, d.h. die Beherrschung komplexer Lehrstoffe mit zahlreichen Details ist als Ganzes nur von wenigen Adressaten zu fordern.

Bei der Lösung der ersten Aufgabe konnte man bisher so vorgehen: Nicht dem Lehrstoff insgesamt war ein Sollwert zugeordnet, sondern jedem einzelnen Lehrstoffelement, jedem Basaltextsatz, oft sogar einer Untergliederung desselben. Hier ließ sich also mit unterschiedlichen Wiederholungszahlen operieren. Weniger leicht wird man der zweiten Situation gerecht, wenn es bei eindimensionaler Lehrzielfestlegung bleiben soll. Es ist aber möglich, einen aus zwei Komponenten bestehenden, allgemeineren Lehrzielbegriff zu wählen. Dabei kann berücksichtigt werden, daß sowohl die Kompetenz innerhalb einer Adressatengruppe als auch der Bekanntheitsgrad der Lehrstoffeinheiten zu jedem Zeitpunkt stochastisch variiert.

Ohne über den erreichten Wissensstand aller Adressaten mitteln zu müssen, könnte der Unterricht auch dann als erfolgreich gelten, sobald ein bestimmter Anteil $p(\mathrm{P})$ der Klasse mindestens über die Kompetenz $p(\mathrm{L})$ verfügt. $p(\mathrm{P})$ und $p(\mathrm{L})$ sind unabhängige Zahlen zwischen 0 und 1; sinnvoll ist es natürlich, wenn die Produkte $p(\mathrm{P}) \cdot N$ und $p(\mathrm{L}) \cdot M$ – bei M Lehrstoffeinheiten – ganzzahlig sind.

4.2 Man stelle sich vor, die Adressatengruppe sei nach w Wiederholungen des vollständigen Lehrstoffs (d.h. nach $M \cdot w$ Schritten vom Umfang je eines Lehrstoffelements) hinsichtlich fallender Kompetenz geordnet worden. Dann wird der ν-te Rangplatz von einem Schüler eingenommen, der T_ν Einheiten beherrscht, und zwar im Mittel gerade so viele, wie man es bei N gleichartigen Lernern von wenigstens einer Teilmenge des Umfangs ν erwartet. Es bezeichne

$$(10)\qquad p(k,M,w) = \sum_{s=k}^{M} \binom{M}{s} p_w^{\,s} (1-p_w)^{M-s}$$

die Wahrscheinlichkeit, daß ein bestimmer Schüler nach w Angeboten wenigstens k der M Einheiten gelernt hat. Sei nun $k \in \{0, \ldots, M-1\}$. T_ν ist genau dann größer als k, wenn es eine Gruppe von mindestens ν Unterrichtsteilnehmern gibt, von denen jeder nicht weniger als $k+1$ Elemente gelernt hat. Also

$$(11)\qquad \mathrm{P}[T_\nu > k] = \sum_{s=\nu}^{N} \binom{N}{s} p(k+1,M,w)^s (1-p(k+1,M,w))^{N-s}$$

Nun ist

$$(12)\qquad \mathrm{E}[T_\nu] = \sum_{k=1}^{M} k(\mathrm{P}[T_\nu > k-1] - \mathrm{P}[T_\nu > k])$$

$$= \sum_{k=1}^{M} \mathrm{P}[T_\nu > k-1]$$

$$= \sum_{k=1}^{M} [1 - \mathrm{F}_{N,p(k,M,w)}(\nu-1)]$$

$\mathrm{F}_{N,p}$ ist das Symbol für die Verteilungsfunktion einer $(N+1)$-wertigen Binomialverteilung mit dem Erfolgsparameter p.

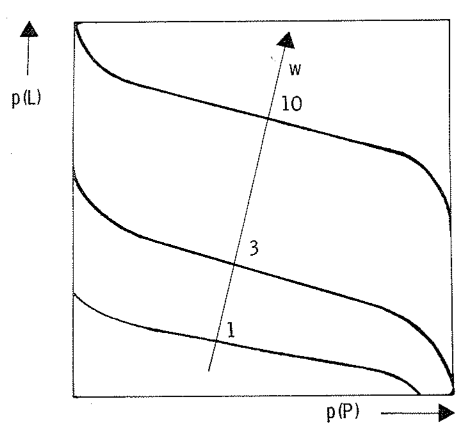
4.3 Es wurde dargelegt, daß von dem Anteil ν/N einer parallel unterrichteten Klasse die Kompetenz $\mathrm{E}[T_\nu]/M$ (oder mehr) angenommen werden darf. Die N Zahlenpaare $(\nu/N, \mathrm{E}[T_\nu]/M)$ lassen sich als Punkte in einem kartesischen Koordinatensystem darstellen. Falls N und M hinreichend groß sind, liegen diese Punkte näherungsweise auf einer kontinuierlichen Kurve (Bild 1a), welche Graph der Funktion

$$(13)\qquad \mathrm{f}_w : x \to p_w + \Phi^{-1}(1-x)\sqrt{\left(\frac{p_w(1-p_w)}{M}\right)},\ 0 < x < 1$$

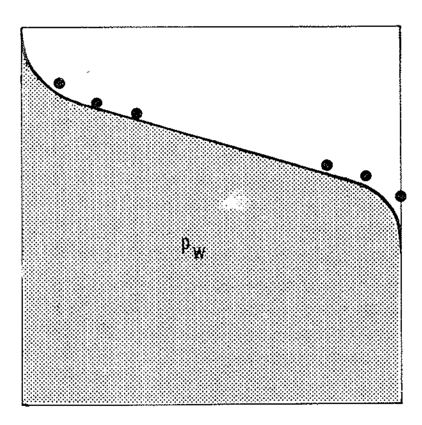
ist. Dabei ist Φ die Ogive mit dem Mittwelwert 0 und der Varianz 1. f_w heißt „Frontlinie" (der differentiellen Kompetenz zum Zeitpunkt w).

Anstatt mit der exakten, dafür technisch aufwendigen Formel (12) zu arbeiten, genügt für alle praktischen Zwecke die Näherung (13). Jedes Lehrziel mit den Komponenten $(p(\mathrm{P}), p(\mathrm{L}))$ läßt sich als Punkt auf einer Frontlinie f_w auffassen, d.h. die Gleichung $p(\mathrm{L}) = \mathrm{f}_w(p(\mathrm{P}))$ ist (mehr oder weniger) für genau ein w erfüllt (Bild 1b). Andererseits ist $p_w = \int_0^1 \mathrm{f}_w(x)\,dx$ der durchschnittliche Leistungsstand von Adressaten nach einem Unterricht der Dauer w. Das herkömmliche Lehrziel p_w erscheint also graphisch als eine von der Frontlinie f_w berandete Fläche (siehe Bild 1a). Jedem Paar $(p(\mathrm{P}), p(\mathrm{L}))$ entspricht in eindeutiger Weise ein klassischer Sollwert. Die Umkehrung dieses Satzes gilt nicht, weil alle Punkte der Frontlinie f_w mögliche Interpretationen der geforderten Kompetenz p_w sind.

4.4 Bei einem konkreten Lehrstoff ist es nicht erforderlich, daß die Elemente nach der Art von Vokabeln durch ein a-priorisches Verfahren isoliert werden können. M braucht also nicht auszählbar zu sein. Vielmehr läßt sich die Kompetenz immer als gelernter Prozentsatz der Lehrstoffinformation messen und deuten. Auch in (Frank, 1975) wird eine Partikelstruktur des Lehrstoffs vorab nur postuliert, um die Gleichung einer informationstheoretischen Lernfunktion methodisch sauber abzuleiten. Der Wert des latenten Parameters M brauchte dabei nicht bekannt zu sein. Allerdings wäre es ein Fortschritt der Theorie, würde man die nachträgliche Schätzung von M (z.B. auf der Grundlage von Lernzeitvergleichen) möglich machen.



Einige Frontlinien (M=20)



Approximation der mittleren Kompetenz (N=10, M=20) durch eine Frontlinie

Bild 1a: Approximation der mittleren Kompetenz (N = 10, M = 20) durch eine Frontlinie

Bild 1b: Einige Frontlinien (M = 20)

5. *Zeitbedarfsprognosen*

Falls die Wiederholungszahl w nicht lehralgorithmisch determiniert ist oder sonstigen organisatorischen Randbedingungen gehorchen muß, kann sich der Unterricht über eine offene Zeitspanne erstrecken. Er wird dann also nicht beendet, bevor das Lehrziel $(p(\mathrm{P}), p(\mathrm{L}))$ erreicht worden ist. Parallelschulungssysteme mit Rückmeldeeinrichtung registrieren diesen Zeitpunkt $T_{p(\mathrm{P})/p(\mathrm{L})}$ automatisch. Ihr Vorteil besteht also u.a. darin, daß sie eine Lektion rechtzeitig abbrechen und jede Weitschweifigkeit vermeiden können. Es ist der Sinn dieses letzten Abschnittes, Formeln für die durchschnittliche Unterrichtsdauer, also für $E[T_{p(\mathrm{P})/p(\mathrm{L})}]$ anzugeben.

Man setze $i = p(\mathrm{P}) \cdot N$. Die Lernzeitformel für das Einzelelement (Hilgers, 1978, Gleichung (9)) ist sofort übertragbar, wenn man diejenige Größe kennt, welche im

gegenwärtigen Problem die Rolle des dortigen p_n spielt. Offenbar handelt es sich dabei um die Wahrscheinlichkeit, daß ein Adressat nach n Takten über die erforderliche

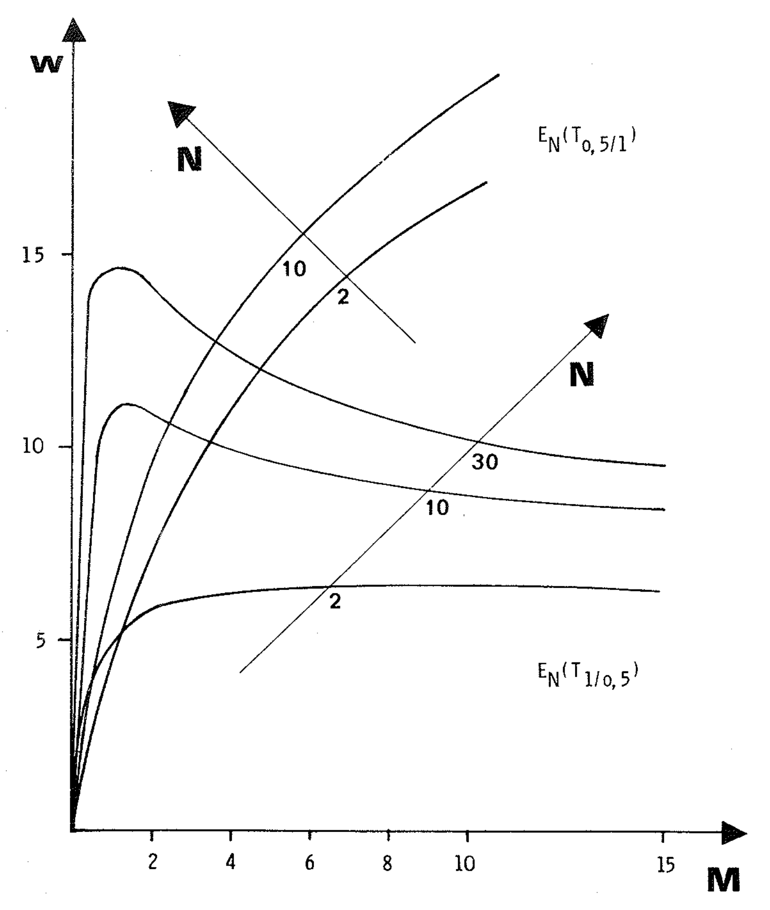


Bild 2: Mittlere Dauer von Parallelunterricht (in Wiederholungen w) bei verschiedenen Zielvorgaben (a = 0,13; Erläuterungen im Text)

Kompetenz verfügt, also um den Wert $p(p(\mathrm{L}) \cdot M, M, n)$. Durch Substitution in der genannten Formel folgt deren Verallgemeinerung

$$E[T_{p(\mathrm{P})/p(\mathrm{L})}] = \sum_{n \in \mathbb{N}} F_{N, p(p(\mathrm{L}) \cdot M, M, n)}(p(\mathrm{P}) \cdot N - 1), \tag{14}$$

die für $M = 1$ auch das ältere Ergebnis zum Einzelelement umfaßt.

Besondere Beachtung verdienen zwei Sonderfälle von (14), nämlich daß entweder

(a) optimale Kompetenz ($p(\mathrm{L}) = 1$)

oder

(b) vollständige Verbreitung ($p(\mathrm{P}) = 1$)

gefordert werden. Gleichung (14) nimmt dann folgende Gestalt an:

$$\text{(14a)} \qquad \mathrm{E}[T_{p(\mathrm{P})/1}] = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathrm{F}_{N,p_n M}(p(\mathrm{P}) \cdot N - 1)$$

bzw.

$$\text{(14b)} \qquad \mathrm{E}[T_{1/p(\mathrm{L})}] = \sum_{n \in \mathbb{N}} [1 - (p(p(\mathrm{L}) \cdot M, M, n))^N]$$

Während die rechte Seite von (14a) ziemlich genau durch den Ausdruck ${}^{(1-a)}\log(1 - p(\mathrm{P})^{1/M})$ beschrieben werden kann, ist (14b) nahezu unabhängig von M (Bild 2). Hier wird ein qualitativer Unterschied zwischen dem individuellen Leistungsniveau auf der einen Seite und dem Verbreitungsgrad von Kenntnissen auf der anderen Seite deutlich. Diese Diskrepanz macht unkritische Vertauschungen beider Größen illusorisch.

Schrifttum

Frank, H., Meder, B.S.: Einführung in die kybernetische Pädagogik. 1971, München, dtv Band 4108, 204 S.

Frank, H.: Lehrwirkungsgrad und Lernzeit. In: GrKG, Bd. 16, Heft 4, 1975, S. 113–120

Hilgers, R.: Ein Maß der Lernzeitnutzung bei Parallelschulung. In: GrKG, Bd. 14, Heft 2, 1973, S. 67–71

Hilgers, R.: Zur Deduktion der Lernzeitformel aus dem diskreten Alzudi-Modell. In: GrKG, Bd. 19, Heft 2, 1978, S. 33–43

Eingegangen am 12. August 1980

Anschrift des Verfassers:

Dr. Rainer Hilgers, Erwin-Rommel-Str. 24, D-4790 Paderborn

Subjektives Zeitquant als missing link zwischen Intelligenzpsychologie und Neurophysiologie?

Empirische Belege für die zeitliche Übereinstimmung von Subjektivem Zeitquant und einem Intelligenzindikator in Evozierten Hirnpotentialen

von Siegfried LEHRL, Erlangen

aus der Universitäts-Nervenklinik mit Poliklinik Erlangen (Kommissarischer Direktor: Prof. Dr. H. Daun)

1. *Korrelation mit IQ verbindet Evozierte Potentiale und SZQ*

1.1 *Zweifel an Ertls Befunden über IQ und Evozierten Potentialen*

J. Ertl (1966; s.a. N. Repp, 1975; Illustrierte Stern, 1972) hatte in einigen aufsehenerregenden Berichten auf enge Zusammenhänge zwischen Visuellen Evozierten Potentialen (VEP) und dem Intelligenzquotienten (Generalfaktor) bei Erwachsenen hingewiesen. Die Gültigkeit seiner vorgelegten Befunde war, u.a. weil sie in dieser Deutlichkeit nicht repliziert werden konnten, teilweise angezweifelt worden (D.W. Shucard, J.L. Horn, 1972; W.D. Oswald, E. Roth, 1974; N. Repp, 1975). Allerdings veröffentlichte er an verschiedenen Stellen sowohl die IQ-Punkte als auch die Potentialkurven einiger Personen. Daran läßt sich unsere unter 1.3 abgeleitete Hypothese prüfen, in die neue informationspsychologische Intelligenzkonzeptionen eingehen. Zuvor soll aber noch der hier interessierende informationspsychologische Intelligenzaspekt erörtert werden.

1.2 *Subjektives Zeitquant als Grundbaustein der Intelligenz und seine Messung*

In theoretischen und empirischen Untersuchungen hatte sich das Subjektive Zeitquant (SZQ), das nach H. Frank (1960, 1962) der Zeitdauer eines Psychischen Momentes entspricht, als Grundbaustein für Intelligenzleistungen und somit als Korrelat des Intelligenzquotienten erwiesen (S. Lehrl, A. Gallwitz, L. Blaha, 1980). Es ist u.a. mit einem einfachen Lesetest ermittelbar, bei dem man den Probanden so schnell wie möglich beispielsweise die folgenden Buchstaben halblaut vorlesen läßt und die Lesezeit registriert:

u n v z t r e p k b v d s n i l d m r a

(Genaueres zur adäquaten Testabnahme in: S. Lehrl, A. Gallwitz, L. Blaha, 1980).

Geht man von der stochastischen Unabhängigkeit der Buchstaben aus, erfordert die Erkennung eines Buchstabens $4{,}7 \cong 5$ Binärentscheidungen (bit), wobei die Sprechgeschwindigkeit vernachlässigbar ist (s. S. Lehrl, B. Straub, R. Straub, 1975). Die 20 Buchstaben enthalten demnach 100 bit an Information. Aus der Lesezeit läßt sich nun die Dauer des SZQ berechnen. So deutet die Lesezeit 5,0 sec auf ein individuelles

SZQ von 1/20 sec hin. Seine Dauer beträgt also 50 msec. Der durchschnittliche Erwachsene hat 1/15 oder 1/16 sec, was 67 bzw. 63 msec entspricht.

Wir haben Normentabellen über die individuelle SZQ-Größe Erwachsener bei unterschiedlichen IQ-Punkten erstellt (s. Bild 1) und können daher für einen bestimmten IQ das zugehörige SZQ in msec ermitteln.

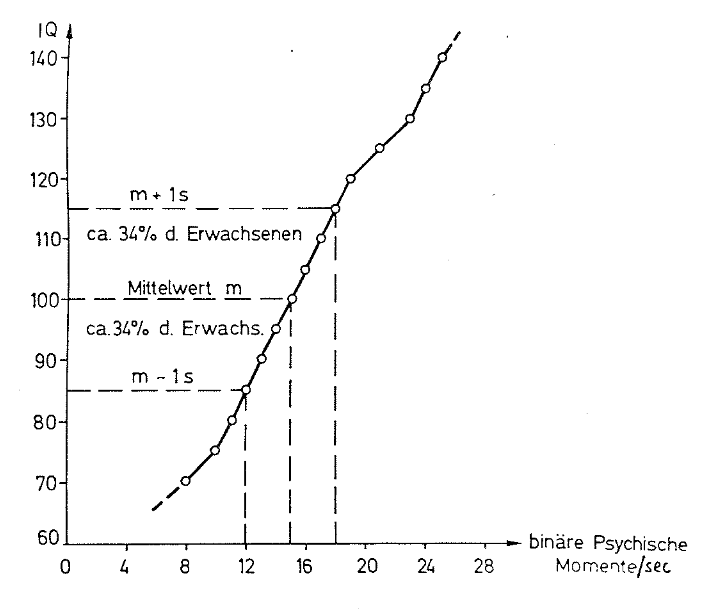


Bild 1: Zusammenhang zwischen der Anzahl der Subjektiven Zeitquanten während einer Sekunde (binäre Psychische Momente/sec) und dem IQ bei Erwachsenen.

1.3 *Hypothese: SZQ (msec) = E3 – E2 (msec)*

Ist nun das individuelle Ausmaß des Subjektiven Zeitquants ein Grundbaustein des Intelligenzniveaus und bildet ein bestimmtes Latenzintervall des VEP, wie Ertl behauptet, die neurophysiologische Grundlage individueller Intelligenzleistungen, könnte die SZQ-Dauer numerisch diesem VEP-Abschnitt gleichen. Während sich Ertl immer auf die gesamte Latenzzeit vom Reizungsbeginn an bezog (s. Bilder 2 und 6), meinen wir einschränkend, daß dem SZQ nur die zeitliche Differenz zwischen nennenswert und nicht-nennenswert mit dem IQ korrelierendem VEP-Abschnitt gleichen kann. Dies sind nach der Notation Ertls der Peak E3 (nennenswerte Korrelation; s. Bilder 2 und 6) und E2. Die für den IQ relevante Differenz ist demnach E3 – E2.

Da die individuelle SZQ-Größe unserer Meinung nach schon hinreichend als wichtige Determinante des Intelligenzniveaus ausgewiesen ist, resultierten übrigens aus den numerischen Übereinstimmungen weitere Belege für den – durchaus nicht allgemein anerkannten – Zusammenhang von IQ und den betreffenden VEP-Abschnitten.

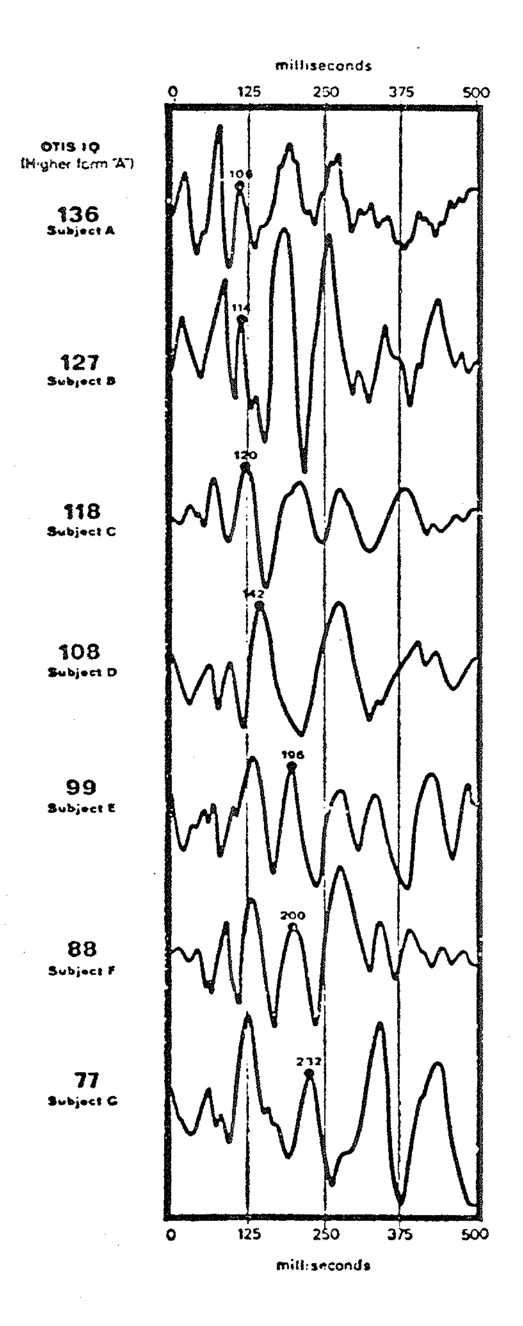


Bild 2: Visuell Evozierte Potentialkurven Erwachsener mit unterschiedlichen IQ-Punkten. Aus J. Ertl (1966).

Die von Ertl untersuchten Personen wurden amerikanischen Intelligenztestungen unterzogen. Dagegen sind die SZQ-Werte an deutschen Intelligenztests normiert. Für die sinnvolle Prüfung der Hypothese „SZQ (msec) = E3 – E2 (msec)" an den von Ertl publizierten VEP-Befunden müssen wir daher voraussetzen, daß die IQ-Verteilung der

IQ	VEP (E3 – E2)	SZQ
77	100 msec	100 msec
88	69 msec	87 msec
99	63 msec	67 msec
108	50 msec	60 msec
118	50 msec	54 msec
127	31 msec	45 msec
136	38 msec	42 msec

Bild 3: Von J. Ertl (1966, S. 604) publizierte Beispiele. In der mittleren Spalte stehen die aus seinen Abbildungen (s. Bild 2) ausgemessenen Differenzen der Peaks E3 und E2 und in der rechten Kolumne die für die angegebenen IQ-Punkte aus unseren Normen ermittelten SZQ-Werte (s. Bild 1).

	Intelligenz			
Peak	*h*och	*n*iedrig	sign.*	Diff. h–n
E1	52	42	–	10
E2	90	102	–	12
E3	142	205	1 %	63
E4	223	278	1 %	55
E5	302	374	5 %	72

* nach Mann-Whitney U-Test

Bild 4: Durchschnittliche Latenzzeiten (msec) der VEP-Peaks E1 bis E5 bei hoch- und wenig-intelligenten Versuchspersonen von Chalke und Ertl. Aus einer Zusammenstellung von N. Repp (1975, S. 45).

Stichprobe	Erwartung VEP (E3–E2)	Befunde von Ertl VEP (E3–E2)
Kadetten	90 msec	103 msec
Studenten	50 msec	52 msec
Differenz (Kad.-Stud.)	40 msec	63 msec

Bild 5: Aufgrund der IQ-Angaben und der damit korrelierenden SZQ-Größe (geschätzte Zeitdifferenzen der VEP-Peaks E3 und E2 (mittlere Kolumne) und tatsächliche Befunde nach Ertl (rechte Kolumne).

Erwachsenen des nordamerikanischen Raumes etwa der des deutschsprachigen gleicht. Analoge Voraussetzungen müssen auch für die Validität der Tests vorliegen. Für deren Richtigkeit bringen E. Roth, W.D. Oswald und K. Daumenlang einige Bestätigungen (1972).

2. *Empirische Vergleiche der Übereinstimmung*

2.1 *Alle Darstellungen aus Ertls „Evoked Potentials and Intelligence"*

In seiner Publikation von 1966 bringt Ertl die in Bild 2 wiedergegebene Darstellung der VEP-Kurven sowie IQ-Punkte Erwachsener.

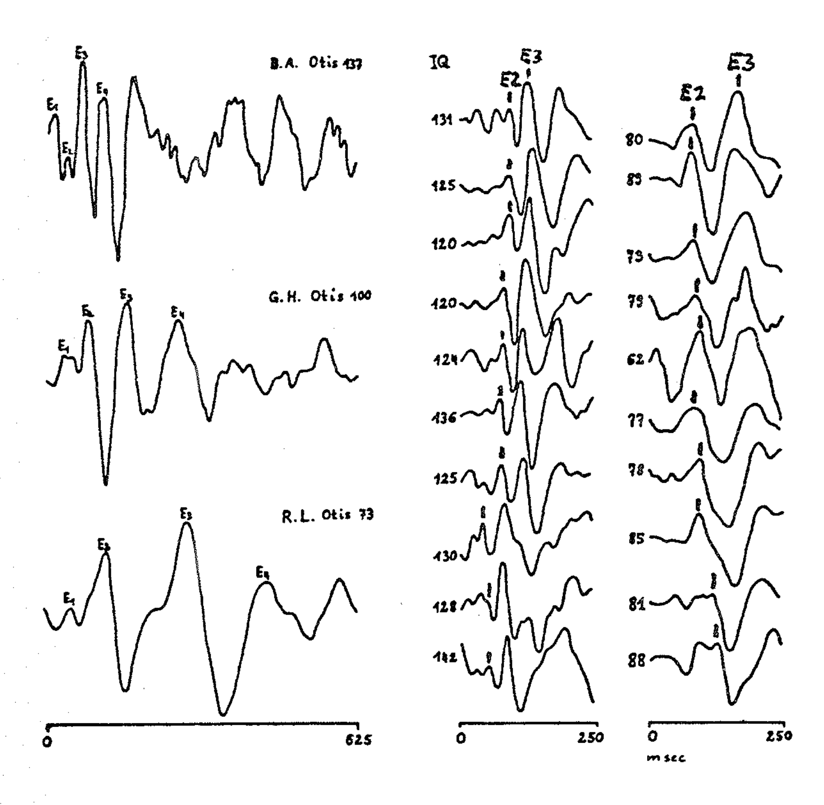


Bild 6: Kurvenformen der Visuellen Evozierten Potentiale (VEP) von Erwachsenen mit verschiedenen IQ-Punkten (nach Ertl, aus N. Repp, S. 48).

Wir halten uns bei der E2- und E3-Suche an die Angaben von Ertl. E3 hatte er selbst gekennzeichnet. Als E2 nahmen wir das davor liegende Amplitudenmaximum. Die aus Abbildung 2 ermittelten zeitlichen Differenzen von E3 und E2 gibt Bild 3 wieder.

2.2 *Postgraduierte Studenten versus Armee-Kadetten*

Außer Ertls Arbeit über „Evoked Potentials and Intelligence" ist uns eine Dissertation zugänglich, die sich mit dem Thema „Zusammenhänge zwischen evozierten Potentialen und der Reaktionszeit mit Intelligenz- und Aufmerksamkeitsstests" befaßt (N. Repp, 1975). In ihr sind VEP-Befunde aus weiteren Publikationen von Ertl wiedergegeben.

N. Repp (1975, S. 45f.) entnimmt einem Artikel von Chalke und Ertl folgende Angaben:

Untersucht wurden 33 „postgraduate students" mit IQs im oberen Bereich, 11 „Army Cadets" im unteren Durchschnittsbereich und 4 geistig Retardierte mit IQs von 50 bis 65. Das Durchschnittsalter betrug 28 Jahre, bei einem Streubereich von 17 bis 41 Jahren.

Repp rekonstruiert die in Bild 4 angeführten Angaben aus den Mittelwertskurven von Peaks und Latenzen. Während sich die Personenstichproben in E1 und E2 praktisch nicht unterscheiden, sind ihre Differenzen ab E3 deutlich und statistisch signifikant.

Nach der Stichprobenbeschreibung stellen wir folgende Vermutungen an: Der Durchschnitts-IQ der Studenten liegt, nimmt man unsere Studentengruppen zum Vergleich (z.B. P.R. Hofstätter, 1971), etwa bei 115. Die Armee-Kadetten, als im unteren Durchschnittsbereich befindlich, taxieren wir mit ungefähr dem IQ 90 (vgl. IQ-Klassifikation nach D. Wechsler, 1956), die restlichen Personen mit durchschnittlich (50+65)/2 = 57,5 IQ-Punkten. Dadurch resultiert für die Gesamtstichprobe der unterdurchschnittlich intelligenten Personen der gerundete IQ 80.

Aus den Zusammenhängen zwischen IQ und SZQ-Dauer (s. Bild 1) können wir nun die in der ersten Kolumne des Bildes 5 stehenden Hypothesen bilden. Die zweite Kolumne gibt die aus Bild 4 ermittelten Befunde wieder. In der Größenordnung zeigen sich offensichtliche Übereinstimmungen.

2.3 *Individuelle EP-Kurven und IQ-Angaben aus Sekundärquelle*

In einer Veröffentlichung von Ertl (1971, S. 4) fand Repp die in Bild 6 wiedergegebenen individuellen Kurven. Die Positionen von E2 und E3 wurden bereits von Ertl in den Abbildungen der ersten Kolumne gekennzeichnet, bei den weiteren mußten wir über deren Lage selbst Vermutungen anstellen. Diese Abschnitte dürften sich bei Hochintelligenten um 100 msec verteilen. Bei den weniger Intelligenten ist eine leichte Rechtsverschiebung zu erwarten. Dies geht nicht nur aus den in Bild 4 dargestellten Angaben, sondern auch aus Befunden von A. Plum (1968) zur Lage des Peak 2 (= E 3) hervor. Die Position des von uns vermuteten E2 haben wir mit einem senkrechten Strich gekennzeichnet. Bild 8 enthält die Gegenüberstellung der aus Bild 6 ermittelten (E3 – E2)-Werte und der aus Bild 1 entnommenen SZQ-Dauer. In Bild 7 wurden diese Werte der Übersichtlichkeit halber in ein Koordinatensystem eingetragen. Ihnen wurden noch die in Bild 3 wiedergegebenen Meßwerte hinzugefügt. Bei völliger Übereinstimmung müßten die Befunde auf der eingezeichneten Winkelhalbierenden liegen.

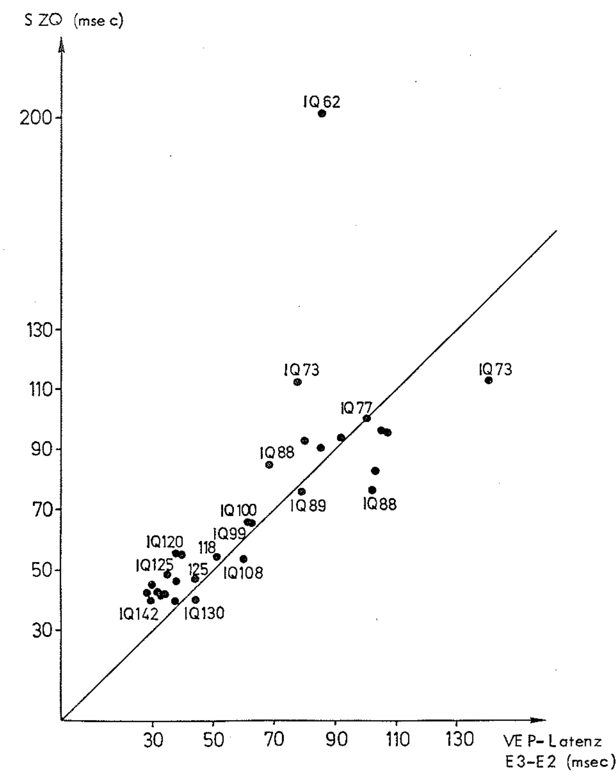


Bild 7: Graphischer Vergleich der Übereinstimmung von SZQ-Dauer und Differenz der VEP-Latenzzeiten E3 – E2 bei allen von Ertl zugänglichen Befunden. Die zugehörigen IQ-Punkte wurden bei einigen Fällen exemplarisch eingetragen.

3. *Bewertung der Vergleiche: Überraschend gute Übereinstimmung*

In alle der angegebenen Meßwerte gehen Unsicherheiten ein, so allgemein durch die nur partielle Zuverlässigkeit der Erhebungen, durch Ungenauigkeiten bei den Abtragungen aus den VEP-Kurven, oder durch die nur indirekten Vergleichsmöglichkeiten, die auf unterschiedlichen Intelligenztests und verschiedenen Stichproben beruhen. Berücksichtigt man dies, dann müssen die vorgefundenen numerischen Übereinstimmungen der neurologischen und informationspsychologischen Messungen als kaum glaublich hoch eingeschätzt werden.

Fraglich ist, ob wir Täuschungen oder Zufällen erlegen sind. Die empirischen Untersuchungen für die vorliegenden Vergleiche waren an unterschiedlichen Stellen, zu verschiedenen Zeiten und im Rahmen ganz unterschiedlicher Forschungsabsichten entstanden. So konnte Ertl die informationspsychologischen Maße, die etwa zehn Jahre nach seinen Publikationen veröffentlicht wurden, nicht kennen. Umgekehrt wurden die Grundlagen der Allgemeinen Informationspsychologie zwar schon um

1960 durch H. Frank publiziert, der Zusammenhang zwischen SZQ und IQ war jedoch erst um 1975 erkannt worden. Somit halten wir bewußte oder auch ungewollte systematische Verfälschungen der empirischen Daten, die hier miteinander verknüpft wurden, für ausgeschlossen. Die andere Annahme, daß diese Übereinstimmungen zufällig zustande kamen, scheint nach den in den Bildern 3, 4 und 8 enthaltenen 31 einander unabhängigen Vergleichsmöglichkeiten, ebenso unplausibel, zumal wir nicht einfach nach dem Versuch-Irrtum-Verfahren zahlenmäßig gleiche Abschnitte suchten, sondern uns von einigen Annahmen ausgehend gezielt entsprechenden VEP-Abschnitten zuwandten.

IQ	E3 – E2 (msec)	SZQ (msec)	Kennzeichnung
73	140	111	linke Darstellungen in Bild 2
100	62	67	
137	34	41	
131	33	41	mittlere Darstellungen in Bild 2, von oben nach unten
125	38	48	
120	38	53	
120	40	53	
124	35	49	
136	37	39	
125	44	48	
130	44	40	
128	29	44	
142	29	38	
80	80	91	rechte Darstellungen in Bild 2, von oben nach unten
89	78	74	
73	77	111	
79	92	93	
62	85	ca. 200	
77	105	95	
78	107	94	
85	113	83	
81	85	90	
88	102	75	

Bild 8: Vergleich aller von Ertl (in Bild 2) angegebenen Beispiele mit den aus unseren Normen ermittelten SZQ-Zeitabschnitten (s. Bild 1).

Die Beurteilungen der Übereinstimmung waren nur eindrucksmäßig erfolgt, weil verbreitete Maße, wie die Korrelationskoeffizienten nur die Kovariation um einen Mittelwert und somit die relative Position der Meßwerte und nicht den absoluten numerischen Unterschied berücksichtigen. Adäquate Übereinstimmungsmaße mit Bewertungshilfen sind uns also nicht bekannt.

Die einfachste Erklärung der Befunde scheint voraussetzungsgemäß jedenfalls die zu sein, daß die neurophysiologische Entsprechung des Subjektiven Zeitquants und somit einer der wichtigen Basiskomponenten intellektueller Leistungen die Differenz (E3 – E2) bei Evozierten Potentialen ist. Dies wurde aus formalen Zusammenhängen erschlossen. Weitergehende Erklärungsversuche gehören aber in die Kompetenz des Neurophysiologen.

Die vorgelegten Hypothesenbestätigungen gelten zunächst einmal für Ableitungen vom frontalen Schädel, wie sie Ertl vornahm. Wie es sich bei Reizungen über andere Sinnesmodalitäten verhält, können wir noch nicht abschätzen. Um uns auch darüber ein Bild zu machen, reichten die uns verfügbaren Angaben Repps (1975), der Akustische Evozierte Potentaile untersuchte, leider nicht aus. So konnten wir bei ihm keine statistischen oder gar individuellen Angaben über die IQ-Punkte seiner Versuchspersonen finden.

Trotz der indirekt belegten Entsprechung von E3 – E2 und SZQ-Dauer sollte sicherheitshalber noch eine Untersuchung erfolgen, bei der VEPs – möglichst nach dem Ertl-Verfahren – sowie der SZQ-Test und konventionelle Intelligenztests an denselben Personen abgenommen werden.

Nach den bereits vorliegenden Befunden scheint man Intelligenzmessungen gleichwertig durch VEPs oder SZQ-Tests vornehmen zu können. Letztere lassen sich mit geringerem zeitlichen Gesamtverbrauch (etwa 1 bis 2 Minuten) und jedenfalls weniger Materialaufwand durchführen. Da ihre Reliabilität sicherlich nicht die von VEP-Messungen unterschreitet und da die Auswertung eindeutiger ist, müßten sie praktikabler sein. Demgegenüber sind VEP-Erhebungen auch noch bei Leseunkundigen oder Anderssprachigen möglich. Sie ließen sich beispielsweise bei Vorschulkindern einsetzen. Außerdem erfordern VEP-Messungen nur eine geringe Motivation vom Probanden. In der Psychiatrie und z.B. auch der Anästhesie gibt es mannigfache Einsatzmöglichkeiten von VEP-Messungen, so bei Verlaufsuntersuchungen von Funktionspsychosen, bei denen ja die akut verfügbare Intelligenz gemindert ist, beispielsweise in der Bewußtseinstrübung kurz nach der Narkose.

Anwendungsmöglichkeiten dieser Maße gibt es in großen Mengen. Welches der Verfahren man vorzieht, wird sich nach den konkreten Randbedingungen richten.

4. *Zur Gegenwartsdauer fehlt noch neurophysiologische Entsprechung*

Allgemein scheint die von H. Frank (z.B. 1970, S. 169) geäußerte Vermutung bestätigt, wonach das SZQ neurophysiologische Entsprechungen haben müßte. Dabei bezog er sich auf H. Rohracher, der sie in den Beta-Wellen (14 – 18 Hz) vermutete. Von da engere Zusammenhänge zu unseren in der gleichen numerischen Größenordnung lie-

genden VEP-Abschnitten herzustellen, übersteigt aber unsere fachliche Kompetenz. Jedoch möchten wir die spezifischere, eingangs gestellte Frage, ob das Subjektive Zeitquant *das* missing link zwischen Intelligenzpsychologie und Neurophysiologie bildet, nach dem aufgezeigten Stand unseres Wissens mit der Einschränkung bejahen, daß als zweite wichtige Basiskomponente von Intelligenzleistungen noch die Gegenwartsdauer zu berücksichtigen ist, die sich mit der Gedächtnisspanne konzeptionell stark überschneidet. Ihr effektiver Wert verteilt sich bei Erwachsenen um 5,4 Sekunden mit der Standardabweichung s = 0,9 sec. Hier ist nach neurophysiologischen Entsprechungen mit gleichen Parametern Ausschau zu halten.

Schrifttum

Ertl, J.: Evoked Potentials and Intelligence. Revue de l'université d'Ottawa 36 (1966), S. 599–607.
Frank, H.: Über grundlegende Sätze der Informationspsychologie. Grundlagenstud. Kybern. Geisteswissensch. 1 (1960), S. 25–32.
Frank, H.: Kybernetische Grundlagen der Pädagogik. Agis: Baden-Baden, 1962[1], 1969[2].
Frank, H., unter Mitarbeit von B. Meder: Kybernetische Grundlagen der Pädagogik. Gekürzte Taschenbuchausgabe. Kohlhammer: Stuttgart, 1971.
Hofstätter, P.R.: Differentielle Psychologie. Kröner: Stuttgart, 1971.
Lehrl, S., A.Gallwitz, L.Blaha: Kurztest für allgemeine Intelligenz KAI. Manual. Vless: Vaterstetten-München, 1980.
Lehrl, S., B.Straub, R.Straub: Informationspsychologische Elementarbausteine der Intelligenz. Grundlagenstud. Kybern. Geisteswissensch. 16 (1975), S. 41–50.
Oswald, W.D., E. Roth: Zusammenhänge zwischen EEG und Intelligenz. Psychol. Beitr. 16 (1974), S. 1–47.
Plum, A.: Visual Evoked Responses: Their Relationship to Intelligence. Unpubl. Doct. Diss., Univ. of Florida, 1968. Nach: N. Repp (s. dort), S. 55.
Repp, N.: Zusammenhänge zwischen evozierten Potentialen und der Reaktionszeit mit Intelligenz- und Aufmerksamkeitstests. Dissertation, Mainz, 1975.
Roth, E., W.D. Oswald, K. Daumenlang: Intelligenz. Kohlhammer: Stuttgart, 1972.
Shucard, D.W., J.L. Horn: Evoked Cortical Potentials and Measurement of Human Abilities. J. comp. Physiol. (1972), S. 59–68.
Stern-Illustrierte: Bericht über Intelligenzmessungen von J. Ertl. Heft 18 (1972), S. 48.
Wechsler, D.: Die Messung der Intelligenz Erwachsener. Huber: Bern-Stuttgart, 1956.

Zur Anpassungsdynamik subjektiver Wahrscheinlichkeiten

von Alfred SCHREIBER, Neuss
aus dem Seminar für Mathematik und ihre Didaktik der Universität Düsseldorf

1. *Einleitung*

Lebensfähige Individuen unterliegen überwiegend einem Prinzip des Lernens aus der Erfahrung, indem sie gegenwärtiges oder vergangenes Geschehen bewußt oder unbewußt zur Ausrichtung ihres künftigen Verhaltens auswerten. Ein Teil solcher Vorgänge läßt sich als Anpassung dadurch beschreiben, daß man angibt, wie sich die Wahrscheinlichkeiten bestimmter Zustände im Verhalten der betreffenden Individuen aufgrund äußerer Einwirkungen ändern und in der Nähe eines gewissen Niveaus stabilisieren.

In der Psychologie studiert man solche Prozesse im Rahmen stochastischer Lernmodelle, wie sie von Estes, Bush und Mosteller in den 50er Jahren entwickelt wurden; aus kybernetischer Sicht deutete sie wenig später H. Frank als „informationelle Akkomodation". Wahrscheinlichkeitsdynamik ist aber auch seit längerem ein Thema wissenschaftstheoretischer Untersuchungen; als klassisch gelten hier B. de Finettis Studie von 1937 („La prévision: Ses lois logiques, ses sources subjectives") und R. Carnaps großangelegte Begründung einer Theorie des induktiven Räsonierens (seit etwa 1945).

Ursprünglich bestand keine Verbindung zwischen den psychologischen Modellen mit ihrer mehr empirischen und den wahrscheinlichkeitslogischen Theorien mit ihrer mehr analytischen Orientierung. Sie läßt sich aber möglicherweise mit Hilfe von Ideen aus der Theorie der Spiele anbahnen (wie z.B. dem von Kelly, Bellman und Kalaba untersuchten „adaptive gambler"; vgl. dazu Rapoport/Jones/Kahan (1970)). Auch in der vorliegenden Arbeit wird ein Kollektiv von „Spielern" betrachtet, das seine subjektiven Wahrscheinlichkeiten schrittweise an eine objektive Verteilung anpaßt, allerdings ohne Beschränkung von Kapital und Spielzeit. Das resultierende System ist eng verwandt sowohl mit informationeller Akkomodation als auch mit einem in Frank (1969) geschilderten Regelkreis für die Auszahlungsfaktoren eines Glücksspiels.

Im einzelnen gehe ich folgendermaßen vor: Zunächst wird über stochastische Lernmodelle und informationelle Akkomodation (Wahrscheinlichkeitslernen) soweit berichtet, wie dies der Zusammenhang mit den hier entwickelten Gedanken erfordert. Dann beschreibe ich kurz die Bildung subjektiver Wahrscheinlichkeiten in Spielen mit Quoten (nach de Finetti). Ihre Anpassungsdynamik wird mittels einer Rekursion beschrieben, aus der sich schließlich eine Konvergenzaussage in Form eines starken Gesetzes der großen Zahlen ergibt.

2. *Stochastische Lernmodelle. Wahrscheinlichkeitslernen*

Mit stochastischen Lernmodellen verfolgt der Psychologe unter anderem das Ziel, wiederzugeben, wie ein Individuum sein Verhalten schrittweise an die Informationen aus einer ihm zunächst nicht vertrauten Umwelt anpaßt. Häufig stellt man sich dazu einen mehrstufigen Prozeß vor, bei dem das Individuum auf jeder Stufe unter einer festen Zahl von N sich gegenseitig ausschließenden Verhaltensmöglichkeiten $R_1, \ldots, R_N$ auswählt (z.B. können die R_k Reaktionen auf bestimmte Umweltereignisse sein), und zwar zur (diskreten) Zeit t entsprechend einer Wahrscheinlichkeitsverteilung $w(t) = (w_1(t), \ldots, w_N(t))$. Ein dynamisches System erhält man hieraus, indem man Anfangswerte bestimmt und angibt, wie sich diese Verteilung von einer Stufe zur nächsten ändert:

(1) $$w(t+1) = Q(w(t), \pi(t)).$$

Der Parameter $\pi(t)$ kann hierbei verschiedene Bedeutungen haben, z.B. kann er die Reaktion des Individuums zur Zeit t angeben, oder aber das Umweltereignis, das diese Reaktion ausgelöst hat. Wie $\pi(t)$ gewählt wird, ist weitgehend abhängig von psychologischen Annahmen über die Art des zu erfassenden Lernvorgangs. Das gilt natürlich erst recht für den Übergangsoperator Q.

Am besten erforscht sind lineare Modelle, das sind Systeme mit linearem Operator Q, wie sie W.K. Estes (1950) aus assoziationspsychologischer Sicht und R.R. Bush und F. Mosteller (1951, 1955) von einem mehr behavioristischen Standpunkt aus entwickelt haben. Wenn wir Vektoren als Zeilen notieren, so hat ein linearer Operator folgende (von einem zeitabhängigen Parameter freie) Form:

(2) $$Q(w) = wA + b.$$

Von besonderem Interesse sind die Fixpunkte von Q, das sind Verteilungen $p = (p_1, \ldots, p_N)$, für die $Q(p) = p$ gilt. Ihre Existenz ist unter den Voraussetzungen des Markoffschen Ergodensatzes gesichert, die man gewöhnlich im Modell von Estes etabliert. Es gilt dann $w(t) \to p$ für $t \to \infty$. Auf einfachere Weise kommt man zu einem eindeutig bestimmten Fixpunkt nach Bush und Mosteller (1955, S. 37ff.) dadurch, daß man Verfeinerungen oder Vergröberungen des Reaktionsspektrums $(R_1, \ldots, R_N)$ gestattet. Diese – psychologisch zu begründende – „combining classes condition" reduziert die Matrix A in (2) auf einen Skalarfaktor zwischen 0 und 1:

$$Q(w) = aw + b.$$

Für $0 \leqslant a < 1$ ist offenbar $p = \frac{1}{1-a} b$ der einzige Fixpunkt von Q, und es gilt

(3) $$Q(w) = aw + (1-a) \cdot p.$$

Aus dieser (in der Literatur als „Fixpunktform" geläufigen) Darstellung von Q folgt sofort

(4) $$w(t) = a^t \cdot w(0) + (1-a^t) \cdot p \qquad (t = 0,1,2,\ldots)$$

und damit $w(t) \to p$ für $t \to \infty$.

Die Konvergenzaussage beschreibt auf einfache Weise, wie sich die subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung $w(t)$ auf eine unveränderliche Verteilung p hin bewegt. [Für nähere Einzelheiten sowie die Diskussion anderer Modelltypen verweise ich auf die deutschsprachigen Einführungsschriften Tack (1976) und Palmers (1977).] In gewissen Grenzen läßt sich damit ein in psychologischen Versuchen nachweisbares Wahrscheinlichkeitslernen (probability matching) erfassen, das H. Frank (1960, 1969) als „informationelle Akkomodation" gekennzeichnet hat.

Der von Frank benutzte Operator unterscheidet sich allerdings in einem wesentlichen Punkt von (3): An die Stelle der fixen Verteilung p tritt bei ihm (1969, Bd. II, S. 92) eine Zufallsvariable mit der Verteilung p, nämlich der Indikator $x(t) = (x_1(t), \ldots, x_N(t))$ mit $x_k(t) = 1$ (bzw. 0), wenn zur Zeit t der k-te Ausgang erscheint (bzw. nicht erscheint), und

$$P(x_k(t) = 1) = p_k, \; P(x_k(t) = 0) = 1 - p_k \qquad (1 \leqslant k \leqslant N).$$

Während der durch (3) erzeugte Prozeß rein deterministisch ist, kennzeichnet die neue Rekursion

(3') $$w(t+1) = a \cdot w(t) + (1-a) \cdot x(t)$$

einen Zufallsprozeß. Dementsprechend anderer Art sind auch die Aussagen über das mögliche Konvergenzverhalten von $w(t)$. Es gilt zwar eine zu (4) analoge Aussage für die Erwartungswerte. [Hierbei ist $E(w(t))$ komponentenweise definiert als $(E(w_1(t), \ldots, E(w_N(t)).]$ (Vgl. Frank a.a.O., S. 93):

(4') $$E(w(t)) = a^t \cdot E(w(0)) + (1-a^t) \cdot p,$$

doch ergibt sich hieraus nur $E(w(t)) \to p$ $(t \to \infty)$. In der Tat erweist sich (z.B. in Simulationen mittels Computer) (3') als ein wenig stabiles, stark schwingendes System.

Im folgenden werde ich zeigen, daß es sich stabilisieren läßt, wenn man den ‚Trägheitsfaktor' a in geeigneter Weise zeitabhängig wählt, nämlich von der Form

(5) $$a = a(t) = \frac{t}{t+\gamma}, \; \gamma > 0 \text{ konstant.}$$

Eine solche Wahl entspricht der Vorstellung, daß der ‚Widerstand des Systems gegen die Erfahrung' sich asymptotisch dem Höchstwert 1 nähert. Annahme (5), mit $\gamma = 1$, ist in der Literatur bekannt aus den Rekursionsgleichungen des „fictitious play" nach G.W. Brown und J. Robinson (vgl. Nievergelt/Farrar/Reingold (1974), S. 120). Sie ist aber hier wie dort keine ad-hoc-Hypothese, sondern entspringt einer geeigneten Präzi-

sierung opportunistischer Verhaltensweisen im ‚Spielerkollektiv'. (Dies ebenso wie der Übergang von (3) nach (3') sind Beispiele für die Einführung zeitabhängiger Parameter in Gleichung (1).)

3. *Spiele mit Quoten. Subjektive Wahrscheinlichkeiten*

Das soeben angedeutete dynamische System soll nun in einem spieltheoretischen Rahmen entwickelt werden, in dem sich subjektive Wahrscheinlichkeiten nach Ramsey und de Finetti als kohärent gebildete Wettquotienten präzisieren lassen. Ich folge dabei der Darstellung in de Finetti (1937) – Verweise nach der englischen Fassung (1964) – und Schreiber (1977).

Wir betrachten einen Zufallsversuch mit N Ausgängen $A_1, \dots, A_N$, auf die von Spielern beliebige (nicht-negative) Geldbeträge $e_1, \dots, e_N$ gesetzt werden. Wird bei Erscheinen von A_k der Betrag $q_k e_k$ ausgezahlt, $q_k \geqslant 1$, so heißt q_k Auszahlungsfaktor (oder Quote) von A_k. Den Kehrwert $b_k = 1/q_k$ bezeichnet man gewöhnlich als *Wettquotienten* (betting quotient). Von einem „Spiel mit Quoten" soll dann die Rede sein, wenn vor dem Versuch (aber nicht notwendig vor Einzahlung der Einsätze) vom Veranstalter („Bank" genannt) eine Quotenverteilung $q = (q_1, \dots, q_N)$ festgelegt wurde. Offenbar schlagen sich in der Wahl von q die Intensitätsgrade nieder, mit denen eine Person(engruppe) an das Eintreten der jeweiligen Versuchsausgänge glaubt. So drückt etwa eine große Quote (und damit ein kleiner Wettquotient) einen entsprechend kleinen Grad von Erwartung aus. Die Prinzipien zur Festlegung einer Quotenverteilung bilden daher den Schlüssel zum Begriff der subjektiven Wahrscheinlichkeit.

Zunächst muß die Bank dafür sorgen, daß es keine gewinnsichere Einsatzverteilung $(e_1, \dots, e_N)$ geben kann: bei einer solchen ist unabhängig davon, welchen Ausgang der Versuch nimmt, der Reinerlös auf A_k (d.h. der Betrag $q_k e_k - S$, $S = e_1 + \dots + e_N$) positiv für $k = 1, \dots, N$. Nach Schreiber (1977, S. 120) läßt sich eine gewinnsichere Einsatzverteilung genau dann (explizit) angeben, wenn $b_1 + \dots + b_N < 1$. Andererseits sind die Teilnehmer des Spiels daran interessiert, daß keine verlustsicheren Wetten existieren, was gerade bei $b_1 + \dots + b_N > 1$ der Fall ist. Gibt es weder Wetten mit sicherem Gewinn noch solche mit sicherem Verlust, so nennen wir mit de Finetti (1937) die Verteilung der Quoten $(q_1, \dots, q_N)$ bzw. der Wettquotienten $(b_1, \dots, b_N)$ *kohärent*. Aus dem zuvor Gesagten ergibt sich somit die bei de Finetti (S. 103f.) ausgesprochene Äquivalenz der Kohärenzbedingung und der Gleichung $b_1 + \dots + b_N = 1$. Kohärent festgelegte Wettquotienten bilden demnach eine Wahrscheinlichkeitsverteilung, folglich: die subjektive Wahrscheinlichkeit von A_k läßt sich präzisieren als b_k $(1 \leqslant k \leqslant N)$.

Ein verbreitetes Prinzip zur Festlegung von Quoten ist der sog. *Totalisator*. Ist e_k der auf A_k gewettete Gesamteinsatz, so lautet die danach gebildete Quote $q_k = \Theta \cdot S/e_k$ mit $0 < \Theta \leqslant 1$. Daher ist ΘS der Anteil der Gesamteinnahmen S, den die Bank an die Gewinner ausschüttet. Wegen $b_1 + \dots + b_N = 1/\Theta$ liefert der Totalisator genau dann kohärente Wettquotienten, wenn der Totalisationsfaktor Θ gleich 1 ist, die Bank also

nichts für sich behält. Wenn man davon ausgeht, daß eine Spielergruppe ihr Erwartungsgefühl in der Höhe ihrer Wetteinsätze zum Ausdruck bringt, so liefert das Prinzip des Totalisators auf einfache Weise die dementsprechende (kollektive) Wahrscheinlichkeitsverteilung.

4. *Dynamisierung der Wettquotienten*

Schließlich gelangen wir auf der bisherigen Grundlage zu einer Wahrscheinlichkeitsdynamik, indem wir uns zur Zeit $t = 0, 1, 2, \dots$ unabhängige Wiederholungen des Zufallsversuchs mit der (objektiven) Wahrscheinlichkeitsverteilung $p = (p_1, \dots p_N)$ durchgeführt denken. Kommt zur Zeit t der Ausgang A_k, so schreiben wir wie bisher $x_k(t) = 1$, sonst $x_k(t) = 0$ (vgl. Abschnitt 2). Zeitabhängig werden auch die Einsätze $e_k = e_k(t)$ und die hier stets nach dem Totalisatorprinzip gebildeten Wettquotienten

$$(6) \qquad b_k(t) = \frac{e_k(t)}{\Theta S(t)} \quad (1 \leqslant k \leqslant N;\ 0 < \Theta \leqslant 1),$$

$$S(t) = e_1(t) + \dots + e_N(t).$$

Von nun an übernehmen also die Vektoren $b(t) = (b_1(t), \dots, b_N(t))$ die Rolle der $w(t)$ in Gleichung (1). Der Operator Q soll dabei *indirekt* aus einer Rekursion für die Wettquotienten gewonnen werden, die sich aus plausiblen Annahmen über das sich in den Einsatzverteilungen $e(t)$ manifestierende Wettverhalten ergibt.

Die einfachste derartige Annahme ist die einer „vorsichtigen Strategie" gemäß

$$e(t+1) = \lambda \cdot b(t), \text{ mit konstantem } \lambda > 0.$$

Hiernach sind die Einsätze stets proportional den Wettquotienten des vorhergehenden Durchgangs. Man verifiziert ohne weiteres, daß dann $b(t+1) = b(t)$ gilt, der Übergangsoperator also die Identität ist (vgl. hierzu Schreiber (1977), S. 123). Diese wenig realistische Stationarität läßt sich vermeiden, indem man die Wetten nicht unmittelbar an den Quoten, sondern an den jeweiligen Gewinnerwartungen orientiert. Bei Frank (1969, Bd. I, S.306f.) ist das betreffende Vorgehen durch einen Regelkreis beschrieben: Sinkt die Gewinnerwartung auf einem Ausgang A_k, so erhöht sich durch die daraus resultierende Zurückhaltung der Wetter dessen Quote $q_k(t)$; dadurch steigt aber die Gewinnerwartung, und die Teilnehmer riskieren größere Einsätze, was wiederum die Quote und damit die Gewinnerwartung drückt usf.

Dieses System scheint sich auf einen stabilen Zustand mit $b(t) = p$ (bei $\Theta = 1$) und einer Gewinnerwartung = 0 hin zu bewegen. Um eine entsprechende Aussage über sein zeitliches Grenzverhalten zu gewinnen, ist es allerdings nötig, die „Gewinnerwartung" zu präzisieren als *den bis zum jeweiligen Zeitpunkt tatsächlich erzielten mittleren Gewinn.* Dies geschieht genauer durch die beiden folgenden Annahmen:

(7) Bis zu einem geeigneten Zeitpunkt t_0 ist auf jedem Ausgang des Versuchs ein positiver Gewinn erzielt worden, d.h. für alle k, $1 \leqslant k \leqslant N$, gibt es ein $\tau < t_0$ mit $x_k(\tau) = 1$ und $e_k(\tau) > 0$.

(8) Der Einsatz auf dem k-ten Ausgang zur Zeit $t \geqslant t_0$ ist proportional dem mittleren Gewinn, der darauf im Zeitraum $[0, t-1]$ erzielt wurde:

$$e_k(t) = a \cdot \frac{\Theta}{t} \cdot \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau) x_k(\tau) \quad (a > 0 \text{ konstant}).$$

Für die früheren Zeitpunkte werden die Einsätze willkürlich gewählt.

Offenbar benötigt man die Klausel (7), um zu verhindern, daß die Proportionalitätsregel in (8) einige Einsatzfolgen konstant Null werden läßt. Das Wettverhalten richtet sich nach der in (8) formulierten „opportunistischen Strategie" also erst von einem Zeitpunkt an, bis zu dem auf jedem der Versuchsausgänge mindestens eine Wette mit positivem Einsatz Erfolg hatte.

Bevor ich das Konvergenzverhalten des Systems im nächsten Abschnitt behandle, notiere ich hier die Rekursionsgleichungen, denen die Einsätze $e_k(t)$, $S(t)$ sowie die Wettquotienten $b_k(t)$ genügen.

Unmittelbar aus (8) ergibt sich

(9) $$e(t+1) = \frac{t}{t+1} e(t) + \frac{\Theta a S(t)}{t+1} x(t) \quad (t \geqslant t_0).$$

Ferner gilt wegen $x_1(\tau) + \ldots + x_N(\tau) = 1$ für $t \geqslant t_0$

(10) $$\begin{aligned} S(t) &= \sum_{k=1}^{N} e_k(t) = \frac{\Theta a}{t} \sum_{k=1}^{N} \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau) x_k(\tau) \\ &= \frac{\Theta a}{t} \sum_{\tau=0}^{t-1} (S(\tau) \sum_{k=1}^{N} x_k(\tau)) \\ &= \frac{\Theta a}{t} \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau). \end{aligned}$$

Daraus folgt sofort

(11) $$S(t+1) = \frac{t+\Theta a}{t+1} \cdot S(t), \quad t \geqslant t_0.$$

Dividiert man (9) komponentenweise durch $\Theta S(t+1)$, so ergibt sich nach (6) unter Verwendung von (11)

(12) $$b(t+1) = \frac{t}{t+\Theta a} \cdot b(t) + \frac{a}{t+\Theta a} \cdot x(t), \quad t \geqslant t_0.$$

Für $\Theta = 1$ sind die Wettquotienten subjektive Wahrscheinlichkeiten, die Rekursion (12) geht dann über in (3') mit dem Trägheitsfaktor (5) (wobei $\gamma = a$).

5. *Beweis einer Konvergenzaussage*

Es soll nunmehr der folgende Satz bewiesen werden:

(13) *Unter den Voraussetzungen* (6), (7) *und* (8) *gilt* $P(\lim_{t \to \infty} b(t) = \frac{1}{\Theta} p) = 1$.

Insbesondere strebt bei $\Theta = 1$ *die Folge der subjektiven Wahrscheinlichkeiten* $b_k(t)$ *fast sicher gegen die objektive Wahrscheinlichkeit* p_k *für* $t \to \infty$ $(1 \leqslant k \leqslant N)$.

Beweis: Wir betrachten für $t \geqslant t_0$ die Differenz

$$\begin{aligned} b_k(t) - \frac{p_k}{\Theta} &= \frac{e_k(t)}{\Theta S(t)} - \frac{p_k}{\Theta} \\ &= \frac{1}{\Theta t S(t)} \cdot \{\Theta a \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau) x_k(\tau) - p_k t S(t)\} \\ &= \frac{1}{\Theta t S(t)} \{\Theta a \cdot \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau) x_k(\tau) - \Theta a p_k \sum_{\tau=0}^{t-1} S(\tau)\} \\ &= \frac{a}{t S(t)} \sum_{\tau=0}^{t-1} \{S(\tau) x_k(\tau) - S(\tau) p_k\}. \end{aligned}$$

Bei der eigentlichen Konvergenzbetrachtung ist die Tatsache ausschlaggebend, daß die Zufallsvariable $S(t)$ zu jedem Zeitpunkt t eine Konstante darstellt. Ist $t < t_0$, so resultiert dies aus der willkürlichen Wahl der Wetteinsätze; für $t \geqslant t_0$ ergibt es sich aus der dann gültigen Beziehung

(14) $$S(t) = m_0 \cdot H(\Theta a, t) \quad (t \geqslant t_0),$$

mit einer Konstanten $m_0 > 0$ und der Funktion

$$H(u,t) := \frac{u}{t} \prod_{\tau=1}^{t-1} (1 + \frac{u}{\tau}).$$

Dabei ist ein leeres Produkt (etwa bei $t = t_0$) stets = 1 zu setzen.

Zum Beweis dieser Darstellung verifiziert man mittels (11) durch vollständige Induktion über $t \geqslant t_0$ zunächst

$$S(t) = m \cdot \frac{\Theta a}{t} \prod_{\tau=t_0}^{t-1} (1 + \frac{\Theta a}{\tau}), \text{ wobei } m = \sum_{\tau=0}^{t_0-1} S(\tau).$$

Dabei ist ein leeres Produkt (etwa bei $t = t_0$) stets = 1 zu setzen.

Daraus folgt dann (14) für

$$m_0 = \frac{m\Theta a}{t_0 H(\Theta a, t_0)}.$$

Insbesondere gilt also $E(S(t)) = S(t)$ und somit auch

$$(15) \qquad b_k(t) - \frac{p_k}{\Theta} = \frac{a}{r(t)} \sum_{\tau=0}^{t-1} (z_k(\tau) - E(z_k(\tau))), \quad t \geqslant t_0,$$

wo $r(t) := tS(t)$ und $z_k(t) := S(t) x_k(t)$.

Es soll nun gezeigt werden, daß die rechte Seite von (15) für $t \to \infty$ mit Wahrscheinlichkeit 1 gegen 0 konvergiert. Nach dem Kolmogoroffschen Gesetz der großen Zahlen (vgl. etwa Krickeberg (1963), S. 103) sind dazu folgende Bedingungen hinreichend:

(i) $(z_k(t))_{t \geqslant t_0}$ ist eine unabhängige Folge von Zufallsvariablen;

(ii) $(r(t))_{t \geqslant t_0}$ ist eine wachsend gegen $+\infty$ strebende Folge positiver Zahlen;

(iii) die Varianzen $V(z_k(t))$ existieren, und es gilt

$$\sum_{t=t_0}^{\infty} \frac{V(z_k(t))}{r(t)^2} < \infty.$$

Die Bedingung (i) ist ohne weiteres erfüllt aufgrund der Konstanz von $S(t)$ und der Unabhängigkeit der Indikatorfolge $x(t)$. – Aus (14) ergibt sich für $t \geqslant t_0$

$$r(t) = m_0 \Theta a \prod_{\tau=1}^{t-1} (1 + \frac{\Theta a}{\tau}).$$

Offenbar ist $0 < r(t) < r(t+1)$, und es gilt $r(t) \to +\infty$, da das Produkt rechter Hand divergiert für $t \to \infty$. Somit ist auch (ii) erfüllt. – Schließlich hat man für die Varianzen

$$V(z_k(t)) = E(z_k(t)^2) - E(z_k(t))^2$$
$$= S(t)^2 p_k (1-p_k)$$

und daher

$$\sum_{t=t_0}^{\infty} \frac{V(z_k(t))}{r(t)^2} = p_k(1-p_k) \sum_{t=t_0}^{\infty} \frac{1}{t^2} < \infty,$$

d.h. es gilt (iii).

Anmerkung: Der Beweis verläuft wesentlich einfacher, falls die Einsatzsummen $S(t)$ zeitlich nicht variieren (nach (11) ist dies genau bei $\Theta a = 1$ der Fall). Dann haben nämlich die Zufallsvariablen $z_k(t)$ eine gemeinsame Verteilungsfunktion, und in (8) gilt nach ei-

nem weiteren Satz von Kolmogoroff (vgl. Krickeberg, S. 106): $e_k(t) \to E(z_k(t)) = S \cdot p_k$ mit Wahrscheinlichkeit 1. Hieraus ergibt sich die Behauptung von (13) mittels (6). Gilt noch spezieller $\Theta = a = 1$, so erhält man die Konvergenz aus der Tatsache, daß dann (12) auch die von der relativen Häufigkeit zur Zeit t erfüllte Rekursion ist.

Schrifttum

Bush, R. R. /Mosteller, F.: A Mathematical Model for Simple Learning. Psychol. Rev. 58 (1951), S. 313–323.

Bush, R. R. /Mosteller, F.: Stochastic Models for Learning. New York and London, 1955.

Estes, W.K.: Toward a Statistical Theory of Learning. Psychol. Rev. 57 (1950), S. 94–104, 106–107.

de Finetti, B.: Foresight: Its Logical Laws, Its Subjective Sources. Engl. Übers. von „La Prévision: Ses Lois Logiques, Ses Sources Subjectives", Ann. de l'Inst. H. Poincaré, vol. 7 (1937). In: Kyburg, H.E. /Smokler, H.E. (eds.), Studies in Subjective Probability, New York, 1964.

Frank, H.: Über das Intelligenzproblem in der Informationspsychologie. GrKG 1/1 (1960), S. 85–96.

Frank, H.: Kybernetische Grundlagen der Pädagogik, 2. völlig neubearb. u. wesentl. erw. Aufl., Bde. I, II: Baden-Baden, 1969.

Krickeberg, K.: Wahrscheinlichkeitstheorie. Stuttgart, 1963.

Nievergelt, H. / Farrar, J.C. / Reingold, E.M.: Computer Approaches to Mathematical Problems. Englewood Cliffs, N.J., 1974.

Palmers, C.: Mathematische Lernmodelle. In: Kindlers Psychologie des 20. Jahrhunderts, Bd. IV: Pawlow und die Folgen, hrsg. v. H. Zeier, Zürich, 1977.

Rapoport, A. /Jones, L. V. /Kahan, J.P.: Gambling Behavior in Multiple-Choice Betting Games. Journ. of Math. Psychology 7 (1970), S. 12–36.

Schreiber, A.: Über Spiele mit Quoten. Elemente der Mathematik 32 (1977), S. 118–123.

Tack, W. H.: Stochastische Lernmodelle. Stuttgart, 1976.

Eingegangen am 24. August 1980

Anschrift des Verfassers: Dr. Alfred Schreiber, Seminar für Mathematik und ihre Didaktik. Universität Düsseldorf, Gebäude Neuss, Humboldtstr. 2, D-4040 Neuss

Personalien

An der Reichsuniversität Gent/Belgien promovierte am 23.1.1980 Herr Aimé HEENE zum Doktor der Pädagogik mit einer Dissertation „Didaktik der Kybernetik. Beitrag der kybernetischen Forschung von Lehr- und Bildungsprozessen zur didaktischen Theorie". — In dieser Doktorarbeit wird gezeigt, in welchem Maße und wie die Kybernetik einen Beitrag zur didaktischen Theorie liefern kann. Dabei hat sich der Verfasser gestützt auf eine systematische Auseinandersetzung und eine kritische Besprechung der deutschsprachigen kybernetisch-didaktischen Literatur. — Kontaktadresse für weitere Informationen: Dr. A. Heene, Kaaistraat 23, B-9900 Eeklo (Belgien).

Im Juli dieses Jahres verstarb nach schwerer Krankheit Herr Dr.phil.Dr.rer.nat.Joachim THIELE, Professor für Pädagogik, Wissenschaftstheorie und Forschungsmethodik an der Universität Hamburg. Professor Thiele war einer der führenden Forscher und Lehrer im interdisziplinären Bereich der Natur- und Geisteswissenschaften. Er ist unseren Lesern seit vielen Jahren durch verschiedene Arbeiten zur Texttheorie bekannt. — Die Wissenschaft verliert mit Professor Thiele einen engagierten und profilierten Geist, der eine große Lücke auf dem Gebiet der exakten Geisteswissenschaften hinterläßt.

Hinweis

Im Aloys Henn Verlag, Kastellaun/Hunsrück, ist erschienen: Wolfgang F. SCHMID: Ökonomische Unterrichtsplanung, Minimaler Aufwand — maximaler Effekt. Das übersichtlich gegliederte Werk enthält neben einem gründlichen theoretischen Teil eine Fülle z.T. sehr origineller Beispiele, es zeichnet sich durch meisterliche Handhabung einleuchtender Visualisationen aus. — Vom selben Autor erschienen im Verlag Frommann-Holzboog, Stuttgart, in der Reihe „problemata", Band 85, das Werk „Technik des Lernens" und zusammen mit Helmut HÖFLING in derselben Reihe, Band 84, die „Technik der Intelligenzsteigerung".

Ergebnis der Umfrage aus GrKG 21/2

Die Schriftleitung dankt allen, die einen ausgefüllten Fragebogen zurückgeschickt haben. Das Ergebnis läßt sich in wenigen Worten zusammenfassen:

1. Bis auf zwei Ausnahmen entschied sich die überwiegende Mehrheit für die Beibehaltung des bisherigen Formates DIN A 5.
2. Eine sehr knappe Mehrheit ergab sich für das Einstellen der Knapptextbeilage „Homo kaj Informo".
3. Eine große Mehrheit votierte für die Beibehaltung des ursprünglichen Titels, es kamen einige Beispiele für einen zusätzlichen Untertitel.
4. Der interessanteste Punkt war die Verteilung der Themenbereiche, die in den GrKG künftig stärker (+) oder geringer (—) berücksichtigt werden sollen.

   Wiegt man die einzelnen „Plusstimmen" gegen die „Minusstimmen" auf, so ergibt sich eine sehr interessante Verteilung:

   Mit überwältigend großem Vorsprung (und außerdem als einziges Gebiet ohne jegliche Gegenstimme!) steht an erster Stelle die Informationspsychologie, gefolgt — nach großem Abstand — von der Nichtnumerischen Datenverarbeitung. Dicht darauf folgen gleichrangig die Philosophie der Kybernetik, die Modelltheorie und die Biokybernetik. Die negativen Stimmen überwogen leicht bei der Wirtschaftskybernetik und relativ stark bei den „stark mathematisierten Beiträgen zur Kybernetik". Die übrigen aufgeführten Bereiche bewegen sich im Zwischenfeld von null bis +5 Stimmen Endsumme, d.h. unsere Leser sind mit der bisherigen Verteilung der Themenbereiche einverstanden.
5. Die Knapptexte werden überwiegend in deutscher Sprache gewünscht, einige Leser sprachen sich für Resumees in Internacia Lingvo und relativ viele für Knapptexte in Englisch aus.
6. In den „Mitteilungen" wollen unsere Leser vor allem über deutschsprachige Veröffentlichungen, Veranstaltungen (deutsch- und fremdsprachig) und — weniger — Personalia informiert werden.
7. Die überwiegende Mehrheit entschied sich für deutschsprachige Originalbeiträge, in Ausnahmefällen vor allem in Englisch (9), Internacia Lingvo (4), Französisch (1) und Russisch (1).

Als Konsequenz aus dieser Umfrage sehen wir

a) das Entfallen der Knapptextbeilage „Homo kaj Informo"
b) das Beibehalten des bisherigen Formats
c) die stärkere Berücksichtigung der Informationspsychologie und
d) die Planung von Knapptexten in verschiedenen Sprachen am Ende des jeweils betreffenden Beitrags.

*

Die Schriftleitung der Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft wünscht allen Lesern ein gutes, erfolgreiches Jahr 1981.

Richtlinien für die Manuskriptabfassung

Es wird zur Beschleunigung der Publikation gebeten, Beiträge an die Schriftleitung in doppelter Ausfertigung einzureichen. Etwaige Tuschzeichnungen oder Photos brauchen nur einfach eingereicht zu werden.

Artikel von mehr als 12 Druckseiten Umfang können in der Regel nicht angenommen werden. Unverlangte Manuskripte können nur zurückgesandt werden, wenn Rückporto beiliegt. Es wird gebeten, für die Aufnahme in die internationale Knapptextbeilage „Homo kaj Informo" eine knappe, aber die wichtigsten neuen Ergebnisse des Beitrags für Fachleute verständlich wiedergebende Zusammenfassung (Umfang maximal 200 Wörter) in Internationaler, notfalls deutscher Sprache beizufügen.

Die verwendete Literatur ist, nach Autorennamen alphabetisch (verschiedene Werke desselben Autors chronologisch) geordnet, in einem Schrifttumsverzeichnis am Schluß des Beitrags zusammenzustellen. Die Vornamen der Autoren sind mindestens abgekürzt zu nennen. Bei selbständigen Veröffentlichungen sind Titel, Erscheinungsort und -jahr, womöglich auch Verlag, anzugeben. Zeitschriftenbeiträge werden vermerkt durch Name der Zeitschrift, Band, Seite (z. B. S. 317—324) und Jahr, in dieser Reihenfolge. (Titel der Arbeit soll angeführt werden.) Im selben Jahr erschienene Arbeiten desselben Autors werden durch den Zusatz „a", „b" etc. ausgezeichnet. Im Text soll grundsätzlich durch Nennung des Autorennamens und des Erscheinungsjahrs des zitierten Werkes (evtl. mit dem Zusatz „a" etc.), in der Regel aber nicht durch Anführung des ganzen Buchtitels zitiert werden. Wo es sinnvoll ist, sollte bei selbständigen Veröffentlichungen und längeren Zeitschriftenartikeln auch Seitenzahl oder Paragraph genannt werden. Anmerkungen sind zu vermeiden. Im übrigen wird auf die „Mindestgütekriterien für kybernetisch-pädagogische Originalarbeiten in deutscher Sprache" (abgedruckt u. a. in „Kybernetik und Bildung I", Verlagsgemeinschaft Schroedel/Schöningh, Hannover und Paderborn 1975) verwiesen, die von Schriftleitung und Herausgebern der Beurteilung der eingereichten Manuskripte sinngemäß zugrundegelegt werden.